

IRISS-C/I

*An Integrated Research
Infrastructure in the
Socio-economic Sciences*

**Une évaluation du rôle des déterminants du partage
de la valeur ajoutée**

by

Stéphane Mussard

Bernard Philippe





Une évaluation du rôle des déterminants du partage de la valeur ajoutée

Stéphane Mussard

CEPS/INSTEAD, GREDI, GEREM

Bernard Philippe

GEREM, Université de Perpignan

Abstract Au cours de la période 1961/2000, pourquoi la tendance à la hausse des taux de chômage s'est-elle inversée dans des économies « anglo-saxonnes » comme les États-Unis et le Royaume-Uni et pas dans des économies « continentales » telles que l'Allemagne, la France et l'Italie ? Nous soutenons que cette inversion ne peut pas être imputée au fait que ces dernières auraient maîtrisé leurs coûts salariaux unitaires moins bien que les premières. Pour défendre ce point de vue, nous commençons par expliquer comment et pourquoi nous sommes incités à nous intéresser aux déterminants d'un indicateur statistique : le taux de croissance du taux de marge. Afin d'évaluer l'influence exercée sur ce taux par chacun de ses déterminants au cours de la période 1961-2000, nous utilisons la fonction valeur de Shapley de manière particulière : en tant qu'outil permettant de décomposer un indicateur diachronique déterminé par une structure multiplicative.

Reference IRISS Working Paper 2007-08, CEPS/INSTEAD, Differdange, Luxembourg

URL <http://ideas.repec.org/p/irs/iriswp/2007-08.html>

Stéphane Mussard is sponsored by a post-doc grant ("Bourse Formation Recherche" BFR06/036) financed by the Luxembourg *Ministère de la culture, de l'enseignement supérieur et de la recherche* and administered at CEPS/INSTEAD.

The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of CEPS/INSTEAD. IRISS Working Papers are not subject to any review process. Errors and omissions are the sole responsibility of the author(s).

Une évaluation du rôle des déterminants du partage de la valeur ajoutée

Stéphane Mussard*

CEPS/INSTEAD, GRÉDI, GEREM

Bernard Philippe†

GEREM, Université de Perpignan

Résumé

Au cours de la période 1961/2000, pourquoi la tendance à la hausse des taux de chômage s'est-elle inversée dans des économies « anglo-saxonnes » comme les États-Unis et le Royaume-Uni et pas dans des économies « continentales » telles que l'Allemagne, la France et l'Italie ? Nous soutenons que cette inversion ne peut pas être imputée au fait que ces dernières auraient maîtrisé leurs coûts salariaux unitaires moins bien que les premières. Pour défendre ce point de vue, nous commençons par expliquer comment et pourquoi nous sommes incités à nous intéresser aux déterminants d'un indicateur statistique : le taux de croissance du taux de marge. Afin d'évaluer l'influence exercée sur ce taux par chacun de ses déterminants au cours de la période 1961-2000, nous utilisons la fonction valeur de Shapley de manière particulière : en tant qu'outil permettant de décomposer un indicateur diachronique déterminé par une structure multiplicative.

Mots-clés : Coût salarial unitaire, Décomposition, Shapley, Taux de chômage, Taux de marge.

Codes JEL : E25, E24, C39.

*Correspondance : CEPS/INSTEAD Luxembourg, GRÉDI Université de Sherbrooke, and GEREM, Département des Sciences Économiques - Adresse : GEREM, Université de Perpignan, 52 Avenue Paul Alduy, 66860 Perpignan Cedex, France, E-mail : smussard@adm.usherbrooke.ca. Ce papier a été en partie écrit lorsque j'étais post-doctorant au CEPS/INSTEAD Luxembourg. Je remercie le CEPS/INSTEAD, le Minsitère de la recherche du Luxembourg et Philippe Van Kerm.

†GEREM, Département des Sciences Économiques, Université de Perpignan, E-mail : philippe@univ-perp.fr

1 Introduction

En 1953, Shapley conçoit une fonction (la fonction valeur de Shapley) permettant d'expliquer comment un surplus, un bénéfice, une dette, un coût peut être « justement » réparti entre les agents économiques qui ont contribué à sa formation. En 1992, Auvray et Trannoy montrent que cette procédure d'évaluation peut être utilisée pour « mesurer » la contribution de chacun des facteurs considérés comme les déterminants d'une inégalité dont on connaît la mesure. Cette procédure est à nouveau employée dans le même champ par Chantreuil et Trannoy en 1999 puis par Sastre et Trannoy en 2001. En 1999, elle l'est aussi par Shorrocks mais, cette fois pour évaluer la contribution de facteurs considérés comme les déterminants d'une situation de pauvreté appréhendée à l'aide d'un indice. Silber (2004) confirme que la Valeur de Shapley est effectivement une très bonne technique de décomposition.

Dans les lignes qui suivent, nous privilégions cette procédure afin de mesurer, au cours de la période 1961/2000, la contribution des variables que nous considérons comme les déterminants des taux de croissance annuels des taux de marge de six économies : les États-Unis, l'Allemagne, le Royaume-Uni, la France, l'Italie et le Luxembourg.

Les résultats auxquels nous parvenons sont obtenus au terme d'une démarche qui peut être présentée en trois temps. Dans la première section de l'article nous expliquons pourquoi nous décidons de considérer le coût salarial moyen de l'unité d'excédent brut d'exploitation, le taux d'inflation et le taux de croissance du coût salarial de l'unité de valeur ajoutée comme les déterminants fondamentaux des taux de croissance des taux de marge. Bien que nous nous intéressions à un processus diachronique, bien que les valeurs prises par l'indicateur qui nous intéresse dépendent d'une structure multiplicative, nous montrons, dans la deuxième section, que la fonction valeur de Shapley peut être utilisée pour concevoir une décomposition linéaire fournissant une possibilité de mesure de la contribution de chacun de ces trois facteurs à la formation du taux de croissance annuel des taux de marge.¹ Dans la troisième section nous appliquons cette technique de décomposition aux mesures des taux de croissance des taux de marge des six économies précitées. Dans la conclusion de l'article nous soulignons que nos résultats conduisent à partager les doutes déjà exprimés, par exemple, par des auteurs comme Blanchard (2001, 2004), Boussemart *et alii* (2000), ou Freyssinet *et alii* (2000) à propos de l'idée d'eurosclérose.

¹La possibilité d'utiliser la valeur de Shapley pour décomposer un indicateur dont le montant dépend d'une structure multiplicative est aussi mise en évidence dans le travail de décomposition de l'indice de Malmquist que Mussard et Peypoch (2006) proposent afin de réfléchir à l'évolution de la productivité globale des facteurs.

2 Une mesure du taux de croissance du taux de marge

L'évaluation à laquelle nous voulons procéder implique une identification : celle des variables auxquelles nous attribuons le statut de déterminant du partage de la valeur ajoutée. Nous en privilégions trois : le coût salarial de l'unité d'excédent brut d'exploitation, le taux d'inflation et le taux de croissance du coût salarial unitaire. Nous sommes parvenus à ce choix au terme d'une réflexion qui articule un constat, une suggestion et une opportunité.

Le constat est le suivant : dans l'état actuel de ses connaissances, la communauté des économistes ne parvient pas à démontrer que le partage de la valeur ajoutée dans les économies actuelles puisse être totalement indépendant des rapports de force entre agents économiques. Les économistes réussissent certes à concevoir deux types de représentations dans lesquelles ce type de rapport n'influence pas du tout le partage de la valeur ajoutée. Les premières n'impliquent pas la construction d'un agrégat nommé capital, il s'agit des modèles d'équilibre général walrasien. Les secondes impliquent au contraire la construction de cet agrégat et son utilisation comme argument d'une fonction de production de type $Y = F(K, L)$. L'emploi du premier type de représentation permet de conclure que le partage de la valeur ajoutée dépend de la signature d'accords exclusivement influencés par les fondamentaux de l'économie : préférences des agents, état des connaissances techniques, dotations initiales. L'emploi du second permet de soutenir que le montant du taux d'intérêt ou taux de profit et celui du taux de salaire sont égaux à des productivités marginales, elles mêmes exclusivement fonction de l'état des connaissances techniques et des préférences intertemporelles des agents. Ces conclusions concernent-elles le fonctionnement des économies actuelles ? Non. Comme Clower et Howitt le soulignent les conclusions déduites du premier type de représentation concernent des économies virtuelles². En effet, la réflexion que Arrow et Debreu consacrent à l'équilibre walrasien conduit à conclure que cet équilibre peut être conçu (existence) et atteint³ (convergence) pourvu que le futur ne soit pas radicalement incertain, pourvu que les directions d'entreprises ne supportent pas de coûts fixes et ne puissent bénéficier de rendements d'échelle croissants, pourvu qu'un commissaire priseur puisse identifier les composantes du vecteur prix garantissant la compatibilité des plans avant que les agents se livrent au moindre échange ou à la moindre production, etc. A l'évidence les économies dans lesquelles ces conditions sont respectées sont inassimilables aux économies actuelles. Comme Samuelson⁴ l'a reconnue, l'assimilation de la productivité marginale du capital

²Clower et Howitt (1995), p. 31-35.

³Ce qui n'est pas sûr. En effet la convergence vers l'équilibre walrasien est garantie si les plans dont le commissaire priseur recherche la compatibilité vérifient la propriété de substituabilité brute. Or, confer le théorème de Sonnenschein-Mantel-Debreu, la rationalité prêtée aux agents n'implique pas le respect de cette condition. Sur ce point confer Guerrien (1989).

⁴« Je suis reconnaissant au professeur Piero Garegnani ... de m'avoir évité d'affirmer une proposition fausse, à

au taux d'intérêt à laquelle conduit le deuxième type de représentation n'est concevable que dans des économies qui méritent, elles aussi, d'être qualifiées de virtuelles. En effet ces économies sont celles dont les frontières des prix des facteurs peuvent être représentées sous forme linéaire car tous leurs secteurs productifs sont caractérisés par le même rapport entre capital et travail, c'est-à-dire par le même degré de mécanisation⁵.

La suggestion est inspirée par une analogie entre les sociétés féodales et les sociétés capitalistes. Dans les premières, la noblesse et le clergé étaient des ordres qui avaient droit à une fraction de la valeur ajoutée directement créée par un seul type de travail : celui des « laborantes ». Ces derniers ne contestèrent pas ce droit de manière systématique. N'était-il pas la contrepartie des obligations de protection physique et morale pesant sur les deux autres ordres ? La détermination du montant du prélèvement auquel il donnait naissance, soit sous forme de corvées soit sous forme d'impôts, fut par contre souvent le résultat de conflits, de rapports de force dont l'Histoire porte témoignage. Dans les économies capitalistes trois rôles privés peuvent être distingués : celui d'apporteur de capitaux, celui de dirigeant, celui d'exécutant. Ces rôles sont concaténés par une relation hiérarchique⁶ : les exécutants mettent en oeuvre les stratégies conçues par les dirigeants au nom des intérêts des apporteurs de capitaux. Dans le cadre de cette relation, l'apport de capital n'implique aucune participation directe à l'activité productive. Ceci n'exclut pas que cet apport, jugé fondamental, soit rémunéré. Les économistes ont-ils intérêt à admettre que le montant de ce type de rémunération dépend seulement d'interactions entre les fondamentaux ? Non, puisque, nous venons le rappeler, les conditions à respecter pour pouvoir adopter ce point de vue sont invraisemblables. Dès lors pourquoi ne pas supposer que, dans les économies actuelles, la détermination du montant de la rémunération des apporteurs de capitaux dépend, comme celle de celui que percevaient la noblesse et le clergé, d'un prélèvement sur la valeur ajoutée ? La référence à l'Histoire économique, du 19^{ème} par exemple, accrédite l'intérêt de l'hypothèse. Le recours à l'idée bien connue selon laquelle les prix peuvent être fixés par des directions d'entreprise appliquant à leurs coûts moyens des taux de marge

savoir que mon hypothèse extrême concernant la proportionnalité des coefficients techniques dans les secteurs de consommation et d'investissement pouvait être retirée sans affecter la plupart des propositions subrogées. J'espère qu'il publiera ses commentaires où il montre pourquoi le cas subrogé est si particulier », cité par Lavoie (1987), p. 20. Toujours à propos du problème que pose la construction de l'agrégat capital, Hahn, l'un des néo-classiques les plus prestigieux n'hésita pas à conclure en 1975 : « Les néo-ricardiens, par l'intermédiaire du choix des techniques, ont établi que l'agrégation du capital était spéieuse. Parfait donnons leur un A pour ceci. », cité par Lavoie (1987), p. 99 De manière plus générale, à l'issue des controverses entre les Cambridge, il fut reconnu que l'existence du capital fixe excluait aussi bien l'assimilation de la productivité marginale à un taux que la construction de la fonction caractéristique d'une économie et la mesure de la durée de sa période de production.

⁵Sur ce point, confer la première partie de Lavoie (1987).

⁶Cf. Fleurbaey (2006, p. 123-136) pour une critique concernant les inégalités de pouvoir de décision au sein des entreprises et le recours au principe démocratique afin de les diminuer.

fonction de leur pouvoir de monopole⁷ permet sa mise en oeuvre⁸.

L'opportunité nous est offerte par les résultats du travail des comptables nationaux. Pour chaque année, ces comptables évaluent, en respectant des conventions clairement définies, des grandeurs telles que la valeur ajoutée créée et l'excédent brut d'exploitation. Par définition, cet excédent représente la part de la valeur ajoutée qui n'est pas consacrée à la rémunération des agents qui, soit en tant qu'exécutants soit en tant que dirigeants, ont assumé des rôles de producteurs. A ce titre, il peut être assimilé au prélèvement effectué par les apporteurs de capitaux. Les comptables nationaux nomment taux de marge le rapport entre le montant de cet excédent et celui de la valeur ajoutée. Il est évident que le prélèvement des apporteurs de capitaux et ce taux varient dans le même sens. Si nous parvenions à identifier les facteurs qui déterminent le taux de croissance de ce taux nous disposerions bien d'une identification des déterminants des partages des valeurs ajoutées. Nous obtenons ce résultat de la manière suivante.

Pour les comptables nationaux l'excédent annuel nommé excédent brut d'exploitation (*EBE*) est égal à la différence entre deux montants : celui de la valeur ajoutée globale créée au cours de la période T , telle qu'elle peut-être mesurée à la fin de cette période ou instant t (VA_t), et celui de la somme des salaires versés au cours de la même période et lui aussi mesuré à l'instant t (S_t) :

$$EBE_t = VA_t - S_t. \quad (1)$$

A l'instant t , le taux de marge ou excédent brut d'exploitation par unité de valeur ajoutée créé en T est donc mesuré par :

$$TXM_t = EBE_t/VA_t = 1 - S_t/VA_t. \quad (2)$$

Soit à l'instant t : p_t la mesure du déflateur du *PIB* au cours de la période T ; N_t la mesure de l'effectif employé au cours de T pour produire ce *PIB*; $PMRT_t$ la mesure de la productivité

⁷Supposons que les coûts supportés par une direction dépendent seulement de la valeur des consommations intermédiaires représentée par Ci , de celle des salaires versés représentée par S , de celle des provisions constituées afin d'amortir l'usure du capital fixe représentée par Am . Supposons que par le biais de la vente de l'output Q , la direction revendique une recette pQ telle que $pQ = Ci + S + Am$. La valeur ajoutée nette qu'elle obtient si elle vend Q est mesurée par $VA = pQ - Ci - Am$. VA est égale à S et correspond à la rémunération des heures de travail fournies. En fait, en économie capitaliste p est fixé en appliquant un taux de marge à $Ci + S + Am$ de manière à ce que $pQ = Ci + S + Am + B^*$, avec B^* bénéfice ou profit espéré. En cas de vente de l'intégralité de la production la valeur ajoutée est donc, toujours mesurée par $VA = pQ - Ci - Am$, mais elle est égale à $S + B^*$. En économie capitaliste le mode de fixation des prix joue donc bien un rôle similaire à celui de la corvée et des impôts dans les sociétés féodales : il autorise le prélèvement d'une partie de la valeur ajoutée en faveur des apporteurs de capitaux.

⁸Privilégier ce type de perspective n'est pas novateur. Dans son « Essai sur l'économie de Marx », publié pour la première fois en 1941, Joan Robinson (1971, p.14) s'intéresse au concept d'exploitation. Convaincue que « la transformation s'effectue des prix vers les valeurs et non en sens inverse », elle note : « La possibilité d'exploitation dépend de l'existence d'une marge entre le produit net et le minimum de subsistance des travailleurs. Si un travailleur ne peut produire plus dans un jour qu'il n'est obligé de manger, il n'est pas un objet potentiel d'exploitation. L'idée est simple et peut être exprimée en langage courant sans l'appareil d'une terminologie spéciale. Mais ce sont précisément ces caractéristiques simples et fondamentales du capitalisme qui ont été perdues de vue dans les sentiers tortueux de l'analyse économique universitaire. »

moyenne réelle de chacune des unités de cet effectif au cours de T ; s_t la mesure du taux de salaire nominal moyen versé au cours de T à chacun de ces unités. Puisque

$$VA_t = p_t.PMRT_t.N_t, \quad (3)$$

$$EBE_t = p_t.PMRT_t.N_t - s_t.N_t, \quad (4)$$

le taux de marge mesuré à l'instant t peut être réécrit :

$$TXM_t = 1 - \frac{s_t}{p_t.PMRT_t}. \quad (5)$$

Afin de trouver une forme analytique du taux de croissance du taux de marge, commençons par supposer que le temps est continu. Nous obtenons :

$$dTXM_t = - \frac{1}{p_{t-1}.PMRT_{t-1}} ds_t + \frac{s_{t-1}.PMRT_{t-1}}{(p_{t-1}.PMRT_{t-1})^2} dp_t + \frac{s_{t-1}.p_{t-1}}{(p_{t-1}.PMRT_{t-1})^2} dPMRT_t, \quad (6)$$

avec $dTXM_t$, ds_t , dp_t et $dPMRT_t$ variations de TXM , de s , de p et de $PMRT$ entre les instants $t-1$ et t . Soit Δ l'opérateur donnant la différence entre une variable et elle-même retardée d'un pas de temps. Dans le cas discret, la différentielle totale peut alors être considérée comme une mesure approchée de la variation du taux de marge entre le début et la fin de T . Autrement dit, nous posons :

$$\Delta TXM_t = TXM_t - TXM_{t-1} \cong dTXM_t. \quad (7)$$

Par conséquent, après quelques manipulations algébriques, le taux de croissance du taux de marge s'écrit :

$$\frac{\Delta TXM_t}{TXM_{t-1}} = \frac{s_{t-1}}{p_{t-1}.PMRT_{t-1} - s_{t-1}} \left(\frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} - \left(\frac{\Delta s_t}{s_{t-1}} - \frac{\Delta PMRT_t}{PMRT_{t-1}} \right) \right). \quad (8)$$

On simplifie l'expression en posant :

$$A_{t-1} := \frac{s_{t-1}}{p_{t-1}.PMRT_{t-1} - s_{t-1}}, \quad (9)$$

$$B_t := \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}}, \quad (10)$$

$$C_t := \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}} - \frac{\Delta PMRT_t}{PMRT_{t-1}}. \quad (11)$$

On obtient ainsi une décomposition multiplicative du taux de croissance du taux de marge en trois composantes :

$$TCTXM_t := \frac{\Delta TXM_t}{TXM_{t-1}} = A_{t-1}(B_t - C_t). \quad (12)$$

Dans la suite de notre exposé, nous décidons de considérer cette décomposition comme la mesure du taux de croissance annuel du taux de marge ($TCTXM$)⁹. L'adoption de cette convention permet

⁹Dans l'Annexe, note 22 page 19, nous soulignons qu'il est aisé de vérifier que cette mesure mérite d'être considérée comme une mesure approchée satisfaisante de la « vraie » mesure.

d'admettre, comme nous le supposons dans l'introduction, qu'entre l'instant $t - 1$, qui marque la fin de l'année $T - 1$ et le début de l'année T , et l'instant t , qui marque la fin de l'année T , le taux de croissance du taux de marge d'une économie est une grandeur déterminée par trois facteurs¹⁰. Le premier A_{t-1} est le coût salarial moyen de l'excédent brut d'exploitation dégagé par unité de travail au cours de $T - 1$; le second B_t est le taux d'inflation mesuré entre la fin de l'année $T - 1$ et celle de l'année T ; le troisième C_t est le taux de croissance du coût salarial unitaire lui aussi mesuré entre la fin de l'année $T - 1$ et celle de l'année T :

$$C_t = \frac{\Delta CSU_t}{CSU_{t-1}} = \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}} - \frac{\Delta PMRT_t}{PMRT_{t-1}}. \quad (13)$$

Il est possible de supposer que le terme B_t est lié au taux de croissance du coût salarial unitaire par l'intermédiaire du comportement de « Mark-up ». La variable B_t peut donc être considérée comme une variable d'ajustement à la disposition des chefs d'entreprise. En fixant cette variable, ces dirigeants peuvent essayer de contrecarrer les effets négatifs que les variations de C peuvent exercer sur $\Delta TXM_t / TXM_{t-1}$. En d'autres termes, lorsque le taux de croissance du coût salarial augmente, les prix augmentent¹¹. Le taux de croissance du taux de marge est donc représenté par une relation multiplicative où A_{t-1} , B_t et C_t interagissent. La perspective ouverte par Shapley (1953) permet de proposer une décomposition linéaire de cette mesure.

3 La décomposition du taux de croissance du taux de marge par la valeur de Shapley

3.1 La valeur de Shapley

La valeur de Shapley (Cf. Shapley (1953)) est un concept provenant de la géométrie des simplexes. Appliquée en théorie des jeux coopératifs, lorsque p agents ou groupes sont identifiés, la valeur de Shapley permet d'expliciter les modalités de partage d'une somme (bénéfice, coût, etc.) notée I . Afin d'allouer à chaque agent tout ou partie de cette somme, on considère que les agents ont la possibilité de se coaliser. Soit K la grande coalition, autrement dit, l'ensemble constitué des p joueurs. Soit k l'un de ces joueurs. Supposons que k abandonne la coalition K . Soit v le cardinal de l'ensemble obtenu après cet abandon : c'est-à-dire le cardinal de \mathcal{V} tel que $\mathcal{V} := K \setminus \{k\}$. En

¹⁰Soulignons que le montant de chacun des trois facteurs est lui-même déterminé par d'autres facteurs. Le montant de A_{t-1} dépend des valeurs prises au cours de $T - 1$ de p , s et $PMRT$. A la fin de la période $T - 1$ c'est-à-dire au début de la période T , ces valeurs sont héritées du passé, elles constituent un legs s'imposant aux directions des entreprises. Au début de la période T , ces directions peuvent par contre s'efforcer de maîtriser les déterminants du montant de B_t et celui du montant de C_t , c'est-à-dire le montant de p , celui de s et celui de $PMRT$ durant la période T .

¹¹La qualité des régressions qui peuvent être identifiées pour les cinq économies entre le taux d'inflation en tant que variable expliquée et le taux de croissance du coût salarial unitaire en tant que variable explicative semble confirmer l'intérêt de ce point de vue.

mesurant la différence entre la somme à se partager I lorsque tous les joueurs se coalisent et la somme obtenue après le retrait du joueur k , on définit l'un des impacts marginaux associé au joueur k . On peut ensuite mesurer un autre impact en considérant que plusieurs joueurs se retirent à la fois. Soit l'ensemble de tous les ensembles mouvants \mathcal{V} obtenus en tenant compte soit de la totalité, soit d'une partie ou bien d'aucun des éléments de K . La relation $\mathcal{V} \subseteq K$ étant toujours vérifiée, il est possible de représenter le processus d'élimination des joueurs pour le partage de I à l'aide des formes fonctionnelles $F(\mathcal{V})$ définies par $F : \{\mathcal{V} : \mathcal{V} \subseteq K\} \longrightarrow \mathbb{R}$. Ces formes permettent de mesurer la contribution ou la part de k au partage de I . Cette contribution, soit \mathcal{C}^k , est donnée par :

$$\mathcal{C}^k(K; F) = \sum_{v=0}^{p-1} \sum_{\mathcal{V} \subseteq K \setminus \{k\}} \frac{(p-1-v)!v!}{p!} \Delta_k F(\mathcal{V}), \quad (14)$$

où

$$\Delta_k F(\mathcal{V}) := F(\mathcal{V} \cup \{k\}) - F(\mathcal{V}). \quad (15)$$

En additionnant toutes les contributions \mathcal{C}^k , on retrouve la somme à se partager :

$$F(K) := I = \sum_{k=1}^p \mathcal{C}^k. \quad (16)$$

3.2 La valeur Nested Shapley

Afin de « décomposer » les mesures d'inégalité, Auvray et Trannoy (1992) proposent une extension de la notion de valeur de Shapley nommée valeur « Nested » Shapley. Leur démarche est reprise par Chantreuil et Trannoy (1999), par Sastre et Trannoy (2002), par Silber (2004). Elle l'est aussi par Shorrocks (1999) qui l'applique aux mesures de pauvreté. Dans le cadre de cette démarche, l'ensemble K ne représente plus l'ensemble des joueurs susceptibles de participer à une coalition mais l'ensemble des variables sensées déterminer le montant d'un indicateur statistique I . Le problème abordé est celui de la mesure de la contribution de chacun des p éléments de K à la détermination du montant de I . Il est résolu en substituant à l'idée d'abandon d'une coalition par un joueur celle d'élimination d'une variable par attribution à cette variable de la valeur zéro. Cette substitution s'avère compatible avec des procédures d'identification des ensembles mouvants \mathcal{V} , d'identification des formes fonctionnelles et de mesure des contributions identiques à celles qui sont employées lorsqu'on utilise la valeur de Shapley.

3.3 La décomposition du taux de croissance du taux de marge

Décomposer le taux de croissance du taux de marge à l'aide de la valeur de Shapley c'est procéder à la décomposition d'une mesure dont le montant dépend des résultats de stratégies adoptées au

cours de deux périodes successives. La méthodologie que nous allons employer pour réaliser cette opération est de même type que celles que nous venons d'évoquer dans les deux points précédents.

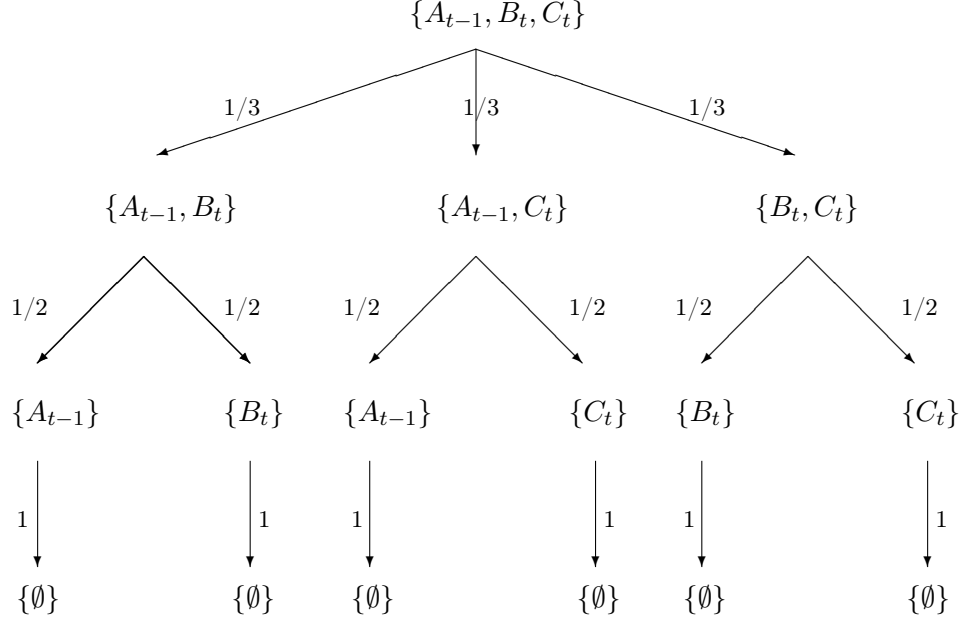
Illustrons notre propos. La mesure, grâce à la valeur de Shapley, de la contribution de A_{t-1} , de celle de B_t et de celle de C_t à la détermination du taux de croissance du taux de marge en t ($TCTXM_t$) implique d'une part le calcul de différences (impacts marginaux), d'autre part le calcul de moyennes pondérées (contributions). Les différences à calculer peuvent elles-mêmes être identifiées en remarquant que les stratégies mises en oeuvre par les agents peuvent engendrer ou ne pas engendrer des variations des variables considérées comme les déterminants de $TCTXM$.

3.3.1 Une hypothèse sur les éliminations et les impacts marginaux

Jusqu'ici nous nous sommes contentés de remarquer que la valeur prise chaque année par $TCTXM$ dépendait de l'influence exercée par la valeur de A_{t-1} , celle de B_t et par celle de C_t . Imaginons maintenant que nous ayons le droit de supposer que chacune de ces valeurs puisse être ou ne pas être nulle. Soit H cette hypothèse. Nous montrerons ci-dessous qu'elle est acceptable.

Si A_{t-1} est nul, la détermination de $TCTXM$, au lieu d'être représentée par une fonction de type $TCTXM = F(A_{t-1}, B_t, C_t)$, peut l'être par une fonction de type $TCTXM = F(B_t, C_t)$. Cette substitution autorise la mesure de la différence $F(A_{t-1}, B_t, C_t) - F(B_t, C_t)$. Cette différence peut être considérée comme une mesure de l'influence exercée par A_{t-1} dans le processus de détermination de $TCTXM$. Suffit-elle à mesurer toute l'influence exercée par A_{t-1} dans ce processus ? La réponse est non. Un exemple suffit à le prouver. Supposons que C_t soit nul. La détermination de $TCTXM$ est alors représentée par une fonction de type $TCTXM = F(A_{t-1}, B_t)$. Supposons que A_{t-1} et C_t soient simultanément nuls. La détermination de $TCTXM$ est alors représentée par une fonction de type $TCTXM = F(B_t)$. La mesure de la différence $F(A_{t-1}, B_t) - F(B_t)$ doit, elle aussi, être considérée comme une mesure de l'influence exercée par A_{t-1} , autrement dit, comme la mesure d'un impact marginal associé à A_{t-1} . A travers combien d'impacts marginaux l'influence de A_{t-1} s'exerce-t-elle ? Qu'en est-il pour B_t et C_t ? Quelle importance accorder à chaque impact dans la mesure de la contribution globale exercée par A_{t-1} , B_t , C_t ? Il est possible de répondre à ces questions en s'intéressant à l'arbre suivant.

Figure 1 : Le processus de décomposition du taux de croissance du taux de marge



Dans cet arbre, les probabilités sont identifiées au terme d'un raisonnement de ce type : si je décide d'éliminer un des trois facteurs de l'ensemble $\{A, B, C\}$, j'ai une chance sur trois d'obtenir l'ensemble $\{A, B\}$, une sur trois d'obtenir l'ensemble $\{A, C\}$, etc. Si je décide d'éliminer un des deux facteurs de l'ensemble $\{A, B\}$, j'ai une chance sur deux d'obtenir l'ensemble $\{A\}$, une chance sur deux d'obtenir l'ensemble $\{B\}$, etc. Si je décide d'éliminer un facteur de l'ensemble $\{A\}$, j'ai cent pour cent de chance d'obtenir l'ensemble vide, etc.

3.3.2 H : une hypothèse acceptable

La mesure de $TCTXM$ que nous avons adoptée nous permet de soutenir que son montant dépend chaque année de la variation de s , de celle de p et de celle de $PMRT$ d'une part entre $t - 2$ et $t - 1$, d'autre part entre $t - 1$ et t . Ces variations peuvent elles-mêmes être considérées comme des grandeurs qui traduisent l'efficacité des stratégies concernant soit les relations humaines au sein des entreprises, soit la qualité de l'insertion de ces entreprises dans leur environnement. Les premières contribuent à la détermination des taux de salaire et, *via* la tolérance des salariés à l'égard de leurs conditions de travail, à la détermination de $PMRT$. Les secondes, dans la mesure où elles déterminent, entre autres, les montants des ventes et l'importance du pouvoir de monopole dont dispose chaque entreprise, contribuent à la fixation de $PMRT$ et de p . Il est possible d'envisager que l'efficacité de ces stratégies entre $t - 2$ et $t - 1$ soit telle que $s_{t-2} = s_{t-1}$, $p_{t-2} = p_{t-1}$, $PMRT_{t-2} = PMRT_{t-1}$. La même démarche permet d'envisager que $s_{t-1} = s_t$, que $p_{t-1} = p_t$ et que $PMRT_{t-1} =$

$PMRT_t$. Autrement dit, nous pouvons imaginer que les variations de s , de p et de $PMRT$ soient nulles aussi bien entre $t - 2$ et $t - 1$, qu'entre $t - 1$ et t . Dans ces conditions :

si $s_{t-2} = s_{t-1}$, $p_{t-2} = p_{t-1}$, $PMRT_{t-2} = PMRT_{t-1}$ alors $A_{t-1} = A_{t-2}$;

si $p_{t-1} = p_t$ alors $B_t = 0$;

si $s_{t-1} = s_t$ et $PMRT_{t-1} = PMRT$ alors $C_t = 0$.

En définitive, *pour des mesures diachroniques*, il est possible de substituer à l'hypothèse de nullité des variables imposée dans la procédure Nested Shapley, celle de nullité des variations des variables considérées. Ainsi, nous pouvons expliciter les formes fonctionnelles permettant la mesure des impacts marginaux, donc celle du taux de croissance du taux de marge.

Proposition 3.1 *La décomposition par la valeur de Shapley du taux de croissance du taux de marge, défini par le schéma multiplicatif unissant les variables A_{t-1} , B_t , C_t , procure une décomposition linéaire permettant de mesurer la contribution de chaque variable au montant global du taux de croissance du taux de marge tel qu'il peut être mesuré à la fin de chaque année.*

Preuve : En l'absence de variations des variables dont les mesures A_{t-1} , B_t et C_t dépendent, nous obtenons les conditions suivantes :

$$\Delta s_{t-1} = 0, \Delta PMRT_{t-1} = 0, \Delta p_{t-1} = 0 \implies A_{t-1} = A_{t-2} ;$$

$$\Delta p_t = 0 \implies B_t = 0 ;$$

$$\Delta PMRT_t = 0, \Delta s_t = 0 \implies C_t = 0.$$

Par conséquent, la séquence des formes fonctionnelles définissant le taux de croissance du taux de marge est la suivante :

$F(A, B, C) = A_{t-1}(B_t - C_t)$ si $A_{t-1} \neq A_{t-2}$, si $B_t \neq 0$, et si $C_t \neq 0$; $F(B, C) = A_{t-2}(B_t - C_t)$ si $A_{t-1} = A_{t-2}$; $F(A, C) = A_{t-1}(-C_t)$ si $B_t = 0$; $F(A, B) = A_{t-1}(B_t)$ si $C_t = 0$; $F(C) = A_{t-2}(-C_t)$ si $A_{t-1} = A_{t-2}$ et si $B_t = 0$; $F(B) = A_{t-2}(B_t)$ si $A_{t-1} = A_{t-2}$ et si $C_t = 0$; $F(A) = 0$ si $B_t = C_t = 0$; $F(\emptyset) = 0$ si $A_{t-1} = A_{t-2}$ et si $B_t = C_t = 0$. Puisque toutes les formes fonctionnelles sont déterminées, les contributions des variables A_{t-1} , B_t et C_t peuvent être calculées :

$$\begin{aligned} \mathcal{C}^A = & 2\frac{1}{6}[F(A_{t-1}) - F(\emptyset)] + \frac{1}{6}[F(A_{t-1}, B_t) - F(B_t)] \\ & + \frac{1}{6}[F(A_{t-1}, C_t) - F(C_t)] + 1/3[F(A_{t-1}, B_t, C_t) - F(B_t, C_t)], \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \mathcal{C}^B = & 2\frac{1}{6}[F(B_t) - F(\emptyset)] + \frac{1}{6}[F(A_{t-1}, B_t) - F(A_{t-1})] \\ & + \frac{1}{6}[F(B_t, C_t) - F(C_t)] + 1/3[F(A_{t-1}, B_t, C_t) - F(A_{t-1}, C_t)], \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \mathcal{C}^C = & 2\frac{1}{6}[F(C_t) - F(\emptyset)] + \frac{1}{6}[F(A_{t-1}, C_t) - F(A_{t-1})] \\ & + \frac{1}{6}[F(B_t, C_t) - F(B_t)] + 1/3[F(A_{t-1}, B_t, C_t) - F(A_{t-1}, B_t)]. \end{aligned} \quad (19)$$

La preuve semble établie. Toutefois, rien ne nous garantit le fait que la somme des contributions des composantes A_{t-1} , B_t et C_t soit égale au taux de croissance du taux de marge. Or, étant donné que les différentes formes fonctionnelles $F(\emptyset)$ sont bien égales à zéro dans le cas que nous étudions, on peut vérifier que la somme des contributions mesurées par (17), (18), et (19) donne exactement la mesure du taux de croissance du taux de marge. Ce résultat est fondamental puisque, comme le soulignent Chantreuil et Trannoy (1999), la décomposition par la valeur de Shapley n'est une règle cohérente que si la somme des contributions de chaque variable procure exactement la statistique globale de départ : $F(K) = \sum_{k=1}^p \mathcal{C}^k$. Ceci nous permet de mesurer la contribution en pourcentage des variables A_{t-1} , B_t et C_t en vérifiant que leur somme est bien égale à 100%. Si au contraire, notre résultat avait été respectivement strictement sur-cohérent ou strictement sous-cohérent, c'est-à-dire si nous avions eu :

$$F(K) > \sum_{k=1}^p \mathcal{C}^k ; F(K) < \sum_{k=1}^p \mathcal{C}^k ,$$

nous n'aurions pas pu décomposer le taux de croissance du taux de marge. \square

4 Application

Appliquée aux États-Unis, à l'Allemagne, au Royaume-Uni, à la France, à l'Italie et au Luxembourg, à propos de la période 1961/2000, la décomposition du taux de croissance annuel du taux de marge par la fonction valeur de Shapley conduit à la quantification des contributions des facteurs A_{t-1} , B_t et C_t proposée en Annexe. Les informations essentielles auxquelles cette quantification donne accès peuvent être présentées à l'aide du tableau 1.

Tableau 1 : *Contributions des éléments A, B et C*

1963/2000	\mathcal{C}^A	\mathcal{C}^B	\mathcal{C}^C	$TCTXM$
États-Unis	0,00579	9,498	-9,294	0,2098
Allemagne	-0,026	8,801	-8,4905	0,2845
Royaume-Uni	0,0884	13,527	-13,438	0,1774
France	-0,03868	16,785	-16,611	0,1355
Italie	-0,0226	27,0145	-26,544	0,4479
Luxembourg	0,0853	8,4174	-7,7329	0,7682

Les trois premières colonnes de chaque ligne représentent respectivement, pour chacune des économies retenues, les valeurs moyennes des contributions des facteurs A_{t-1} , B_t et C_t , la quatrième représente les valeurs moyennes des taux de croissance des taux de marge. La ligne consacrée aux

États-Unis fournit donc les informations suivantes : au cours de la période 1963/2000 le taux de croissance annuel du taux de marge a été en moyenne de 0,21% puisque l'influence de A_{t-1} tendait à le faire croître chaque année de 0,00579% en moyenne, celle de B_t de 9,498% en moyenne alors que celle de C_t tendait chaque année à le réduire de 9,294% en moyenne. Les autres lignes fournissent évidemment des informations de même type mais relatives aux cinq autres économies. La faiblesse des contributions des A_{t-1} dans chacune des cinq économies n'est pas surprenante. En effet, le taux de croissance $TCTXM$ entre les instants $t - 1$ et t est uniquement déterminé par les stratégies dont les résultats vont déterminer le montant de B_t et celui de C_t compte tenu du montant du coût salarial par unité d'excédent brut d'exploitation (A_{t-1} ou A_{t-2}) hérité de la période $T - 1$. Si $B_t = C_t = 0$, $TCTXM_t$ est évidemment nul. Rappelons que le montant de B_t et celui de C_t dépendent des stratégies mises en oeuvre entre $t - 1$ et t . Ces stratégies sont les stratégies de Mark-up, celles qui sont adoptées au cours des négociations salariales, les décisions d'embauche, leurs résultats dépendent de l'adhésion des salariés aux objectifs des directions et des degrés de validation des offres de biens et de services imposés par les marchés.

Les signes dont les contributions de B_t et C_t sont affectées sont bien conformes au fait que dans chacune de ces économies, le taux de croissance du taux de marge est une fonction croissante du pouvoir de détermination des prix et une fonction décroissante du taux de croissance du coût salarial unitaire. En prenant les valeurs absolues des moyennes portées dans les trois premières colonnes de chaque ligne et en inscrivant dans la quatrième la somme de ces moyennes, on obtient le tableau 2.

Tableau 2 : *Contributions en valeur absolue des éléments A, B et C*

1963/2000	$ C^A $	$ C^B $	$ C^C $	Somme
États-Unis	0,00579	9,498	9,294	18,79779
Allemagne	0,026	8,801	8,4905	17,3175
Royaume-Uni	0,0884	13,527	13,438	27,0534
France	0,03868	16,785	16,611	33,43468
Italie	0,0226	27,0145	26,544	53,581
Luxembourg	0,0853	8,4174	7,7329	16,2356

En divisant les termes de chacune des trois premières colonnes de chaque ligne du tableau 2 par la somme inscrite dans la quatrième colonne de cette ligne on obtient le tableau 3.

Tableau 3 : *Contributions en pourcentage entre 1963 et 2000*

1963/2000	$ \mathcal{C}^A $ en %	$ \mathcal{C}^B $ en %	$ \mathcal{C}^C $ en %
États-Unis	0,03	50,53	49,44
Allemagne	0,15	50,82	49,03
Royaume-Uni	0,13	50,22	49,65
France	0,12	50,2	49,68
Italie	0,04	50,42	49,54
Luxembourg	0,49	51,88	47,63

Chacune des grandeurs contenues dans les colonnes de ce tableau exprime une influence. Dans la première il s'agit de celle du facteur A_{t-1} , dans la seconde de celle du facteur B_t , dans la troisième de celle du facteur C_t . Chacune de ces influences est exprimée en pourcentage de la somme des influences (les sommes de la quatrième colonne du tableau 2) qui ont contribué à déterminer le taux de croissance annuel moyen du taux de marge de chaque économie. Ainsi, la lecture de la première ligne permet de conclure que l'influence exercée par A_{t-1} aux États-Unis a représenté beaucoup moins de 1% des influences qui ont contribué à déterminer le taux de croissance moyen annuel de son taux de marge, alors que l'influence de B_t a représenté 50,53% de ces influences et celle de C_t 49,44%. Dans la mesure où le facteur C_t n'est autre que le taux de croissance moyen annuel du coût salarial unitaire, ces informations permettent de classer les six économies en fonction de l'efficacité avec laquelle elles sont parvenues à cantonner, au sein des influences qui déterminaient le taux de croissance de leur taux de marge, celle que ce taux a exercé. Pour la période 1963/2000, ce classement, établi par ordre décroissant d'efficacité, est le suivant : Luxembourg, Allemagne, États-Unis, Italie, Royaume-Uni, France. Lorsque les moyennes inscrites dans les tableaux 1 et 2 sont calculées à propos de la période 1982/2000 au lieu de l'être à propos de la période 1963/2000, nous obtenons le tableau 4.

Tableau 4 : *Contributions en pourcentage entre 1982 et 2000*

1982/2000	$ \mathcal{C}^A $ en %	$ \mathcal{C}^B $ en %	$ \mathcal{C}^C $ en %
États-Unis	0,02	53,55	46,43
Allemagne	0,33	59,03	40,64
Royaume-Uni	3,62	49,1	47,28
France	0,24	55,39	44,37
Italie	0,12	54,41	45,47
Luxembourg	0,09	63,06	36,85

Le classement par ordre décroissant de maîtrise de l'influence exercée par le taux de croissance du coût salarial unitaire associé à ces résultats est donc le suivant : Luxembourg, Allemagne, France, Italie, États-Unis, Royaume-Uni.

5 Conclusion

Avec Blanchard (1997, 1998), qualifions d'anglo-saxonnes l'économie des États-Unis et celle du Royaume-Uni et de continentales celles d'Allemagne, de France, d'Italie et du Luxembourg. En tendance, au cours de la période 1961/2000, les évolutions des taux de chômage des premières peuvent être représentées à l'aide de paraboles¹². L'une, celle qui concerne les États-Unis, passe par un maximum au tout début des années 1980 ; l'autre, celle qui concerne le Royaume-Uni, passe par un maximum au tout début des années 1990. Les ajustements polynomiaux associés aux graphes qui représentent les évolutions des taux de chômage des économies continentales sont au contraire des lieux de pentes croissantes sauf pour le Luxembourg à propos duquel l'ajustement est aussi une parabole (maximum en 1990). Comment expliquer que la tendance à la hausse des taux de chômage qui s'inverse dès le début des années 1980 aux États-Unis et dès le début des années 1990 au Royaume-Uni persiste dans les économies continentales ? L'une des explications privilégiées pour répondre à cette question consiste à admettre que la rupture de tendance ne s'est pas produite dans les économies continentales car les rigidités de « leurs marchés du travail » les auraient empêchées d'ajuster, aussi bien que les économies anglo-saxonnes, le taux de croissance de leurs taux de salaire au ralentissement des gains de productivité amorcés à la fin des années 1960 ou au début des années 1970. L'existence de ces rigidités justifierait l'emploi de l'expression « euroscélrose ». Blanchard (2001, 2004), Boussemart *et alii* (2000), Freyssinet *et alii* (2000) sont peu convaincus par ce type d'analyse. Le premier n'hésite pas à parler de « la faiblesse des arguments en faveur de l'euroscélrose » (2001, p. 427), à qualifier les thèses selon lesquelles il suffirait d'éliminer les rigidités du « marché du travail », « de recettes simples, énoncées comme des conditions suffisantes » (2004, p. 3). Freyssinet *et alii* (2000, p. 26) notent que « les pays qui ont enregistré la plus forte progression du taux de chômage sur la période considérée (1980/1998) sont également ceux qui ont fait preuve de la plus grande modération salariale mesurée par le rétablissement du taux de marge, c'est-à-dire de la part du profit dans la valeur ajoutée ». Ils concluent « ce lien profit-chômage représente un démenti pratique aux arguments avancés en faveur de la modération salariale comme condition préalable à un recul du chômage » (2000, p. 26). S'intéressant à l'évolution du rapport salaire réel/productivité

¹²Ces paraboles correspondent aux ajustements polynomiaux réalisés à partir des graphes qui retracent l'évolution des taux de chômage de ces deux économies. Ces graphes sont eux-mêmes obtenus en utilisant le tableau 3 (p. 130-131) de la source statistique identifiée au début de l'Annexe.

globale des facteurs, Boussemart *et alii* (2000) notent que l'hypothèse de variation en sens opposés de ce rapport et du volume de l'emploi, si elle semble pertinente du début des années 1970 au début des années 1980, ne permet plus de comprendre les évolutions constatées après cette période. En effet, à partir du début des années 1980, le rapport salaire réel/productivité globale des facteurs ne cesse de croître au Royaume-Uni alors qu'il décroît en Allemagne, en France et en Italie. Or, le taux de chômage décroît au Royaume-Uni alors qu'il croît dans les autres économies. Ce constat incite les auteurs à conclure que le lien négatif entre le rapport salaire réel/productivité globale des facteurs et le niveau de l'emploi disparaît au début des années 1980 (2000, p. 17).

Les résultats que nous proposons dans le tableau 4 permettent de constater :

- qu'une très bonne maîtrise des coûts salariaux unitaires (Luxembourg) peut s'accompagner d'une diminution du taux de chômage ;
- qu'une bonne maîtrise des coûts salariaux unitaires (Allemagne, France, Italie) peut s'accompagner d'une forte augmentation du taux de chômage ;
- qu'une maîtrise des coûts salariaux unitaires moins bonnes que celles des quatre autres économies (États-unis, Royaume-uni) peut cependant s'accompagner d'une diminution du taux de chômage.

Ces résultats peuvent être considérés comme intéressants dans la mesure où ils confirment les conclusions auxquelles parviennent tous les auteurs que nous venons de citer. Nous pensons que leur intérêt est aussi lié à la valorisation de deux perspectives méthodologiques. La première est celle qui consiste à considérer la valeur de Shapley comme un outil qui, utilisé pour décomposer des agrégats, autorise une identification de la part de responsabilité de chacun des comportements dont on peut supposer qu'ils constituent « les forces » déterminant le montant de ces agrégats. La seconde est celle qui consiste à substituer à l'idée selon laquelle les rémunérations des apporteurs de capitaux dépendent de la productivité marginale des biens acquis grâce aux placements de leur épargne, celle selon laquelle elles sont la conséquence d'un prélèvement légal sur la valeur ajoutée. Cette idée, que Joan Robinson qualifiait de simple, permet nous semble-t-il d'introduire facilement dans l'analyse macroéconomique du fonctionnement des économies capitalistes, le rôle de l'Histoire à travers celui de l'évolution des rapports de force entre les détenteurs des rôles privés fondamentaux de ces économies. Les résultats auxquels ont conduit les controverses entre les Cambridge, ceux auxquels conduit l'emploi des fonctions distance afin de construire des fonctions de production¹³,

¹³L'emploi du concept de fonction distance (Briec (1997)) permet de supposer que la relation unissant les facteurs employés par une entreprise aux produits qu'elle offre n'est pas gouvernée par une forme fonctionnelle unique excluant la sous-utilisation du potentiel de production des facteurs. Or, l'observation des indicateurs de productivité globale des facteurs calculés en utilisant les fonctions distance conduit à conclure que, sauf exception, la rémunération du travail dans les industries manufacturières des principaux pays de l'OCDE n'est pas égale à sa productivité marginale

semblent plaider en faveur de cette prise en compte.

Bibliographie

Auvray, C., et Trannoy, A. (1992), « Décomposition par source de l'inégalité des revenus à l'aide de la Valeur Shapley », Journées de Microéconomie Appliquée, Sfax, Tunisie.

Blanchard, O. (1997), « The Medium Run », *Brookings Papers on Activity*, vol. 2, pp. 89-157.

Blanchard, O. (1998), « Revisiting European Unemployment : Unemployment, Capital Accumulation and Factor Prices », *NBER Working Paper*, n° W6566, May.

Blanchard, O. (2001), *Macroéconomie*, Pearson Education.

Blanchard, O. (2004), « Peut-on éliminer le chômage en Europe », *Revue française d'économie*, n°4, vol. 18, pp. 1-31.

Boussemart, J-P (2002), « Productivité globale et rémunération des facteurs des industries manufacturières de l'OCDE », séminaire du GEREM, Perpignan.

Boussemart, J-P, Briec, W., et Poutineau, J-C (2000), « The Productivity Side of Eurosclerosis », North American Productivity Workshop, Schenectady New-York, June 15-17.

Briec, W. (1997), « A graph-type extension of Farrell technical efficiency measure », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 8, pp. 95-110.

Cartelier, J. (1976), *Surproduit et reproduction*, Presses universitaires de Grenoble.

Chantreuil, F. et Trannoy, A., (1999), « Inequality Decomposition Values : The Trade-off Between Marginality and Consistency », DP 9924, THEMA.

Clower R. W. et Howitt P. (1995), « Les fondements de l'économie », dans d'Autume A. et Cartelier J. (1995), *L'économie devient-elle une science dure ?*, pp. 18-35, Economica, Paris. .

Fleurbaey, M. (2006), *Capitalisme ou démocratie ? L'alternative du XXI^e siècle*, Grasset, Paris.

Freyssinet, J., Husson, M., Jolivet, A. et Tuchsirer, C. (2000), *Les marchés du travail en Europe*, Repères, La Découverte, Paris.

Guerrien, B. (1989), *Concurrence, flexibilité et stabilité*, Economica, Paris.

Keynes, J-M. (1968), *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Payot.

Lavoie, M. (1987), *Macroéconomie : théorie et controverses post-keynésiennes*, Dunod, Paris.

(Boussemart, 2002).

Mussard, S. et Peypoch, N. (2006), « On Multi-Decomposition of the Aggregate Malmquist Productivity Index », *Economics Letters*, vol. 91, pp. 436-443.

Robinson, J. (1971), *Essai sur l'économie de Marx*, Dunod, Paris.

Sastre, M. et Trannoy, A. (2002), « Shapley inequality decomposition by factor components : Some methodological issues », dans Moyes, P., Seidl, C. et Shorrocks, A.F. (Ed.), *Inequalities : Theory, Experiments and Applications*, *Journal of Economics*, Supplément 9, pp. 51-90.

Shapley, L. (1953), « A value for n-person games », dans : Kuhn, H. W. et Tucker, A. W., (Ed.), *Contributions to the Theory of Games*, vol. 2, Princeton University Press.

Shorrocks, A.F. (1999), « Decomposition Procedures for Distributional Analysis : A Unified Framework Based on the Shapley Value », *Mimeo*, University of Essex.

Silber, J. (2004), « Inequalities : theory, experiments and applications », *European Journal of Political Economy*, vol. 20, pp. 813-820.

Annexe : Mesures des déterminants des taux de croissance des taux de marge

Les séries chronologiques de données annuelles utilisées sont celles que propose la *Direction Générale des Affaires Économiques et Financières de la Commission Européenne*. Les mesures A , B , et C sont construites à partir de la part des salaires dans la valeur ajoutée (Cf. Tableau 32, p. 188-189), à partir de l'indice implicite des prix du PIB au prix de marché (Cf. Tableau 24, p. 172-173), à partir de la rémunération nominale par salarié pour l'ensemble de l'économie (Cf. Tableau 29, p. 182-183), et enfin à partir du produit intérieur brut aux prix de 1995 par personne occupée (Cf. Tableau 11, p.146-147). Toutes ces séries sont fournies dans le numéro 72 de la *Revue d'Économie Européenne*.

La « vraie » mesure repose sur celle du taux de marge (TXM) ; celle-ci est elle-même obtenue à partir de la série de la part des salaires dans la valeur ajoutée (Tableau 32, p.188-189 du n°32 de la *Revue d'Économie Européenne*) puisque, TXM étant égal à $\frac{VA-S}{VA}$ (Cf. équation (2)). La « vraie » mesure est donc donnée par $\frac{TXM_t - TXM_{t-1}}{TXM_{t-1}}$ et la mesure approchée par $A_{t-1}(B_t - C_t)$.

Tableau A1 : USA

Composantes → Années ↓	A_t^{14}	B_t^{15}	C_t^{16}	\mathcal{C}^{A17}	\mathcal{C}^{B18}	\mathcal{C}^{C19}	$A_{t-1}(B_t - C_t)^{20}$	$TCTXM_t^{21,22}$
1961	2,4247	0,0110	0,0050					
1962	2,3445	0,0140	0,0050					
1963	2,3113	0,0110	0,0050	-0,0002	0,0262	-0,0119	0,0141	0,0100
1964	2,2680	0,0150	0,0110	-0,0001	0,0349	-0,0256	0,0092	0,0132
1965	2,1546	0,0190	0,0060	-0,0003	0,0435	-0,0137	0,0295	0,0359
1966	2,1250	0,0290	0,0300	0,0001	0,0641	-0,0663	-0,0022	0,0095
1967	2,2258	0,0310	0,0430	0,0002	0,0663	-0,0920	-0,0255	-0,0313
1968	2,2787	0,0430	0,0500	-0,0004	0,0935	-0,1088	-0,0156	-0,0161
1969	2,4364	0,0490	0,0680	-0,0005	0,1104	-0,1532	-0,0433	-0,0459
1970	2,5587	0,0530	0,0660	-0,0010	0,1250	-0,1556	-0,0317	-0,0344
1971	2,4247	0,0500	0,0340	0,0010	0,1249	-0,0849	0,0409	0,0391
1972	2,4014	0,0420	0,0430	0,0001	0,1047	-0,1071	-0,0024	0,0068
1973	2,3670	0,0560	0,0540	0,0000	0,1351	-0,1303	0,0048	0,0102
1974	2,4843	0,0900	0,1030	0,0002	0,2146	-0,2456	-0,0308	-0,0337
1975	2,3113	0,0940	0,0730	0,0012	0,2280	-0,1771	0,0522	0,0523
1976	2,2680	0,0560	0,0560	0,0000	0,1343	-0,1343	0,0000	0,0132
1977	2,2573	0,0640	0,0650	0,0000	0,1465	-0,1488	-0,0023	0,0033
1978	2,2258	0,0710	0,0720	0,0000	0,1606	-0,1629	-0,0023	0,0098
1979	2,2258	0,0840	0,0890	0,0001	0,1883	-0,1995	-0,0111	0,0000
1980	2,3333	0,0920	0,1060	0,0000	0,2048	-0,2359	-0,0312	-0,0323
1981	2,2573	0,0930	0,0800	0,0007	0,2120	-0,1824	0,0303	0,0233
1982	2,3784	0,0620	0,0810	0,0007	0,1423	-0,1859	-0,0429	-0,0358
1983	2,2154	0,0400	0,0200	0,0012	0,0927	-0,0464	0,0476	0,0507
1984	2,1447	0,0370	0,0280	-0,0007	0,0850	-0,0643	0,0199	0,0225
1985	2,1447	0,0320	0,0320	0,0000	0,0698	-0,0698	0,0000	0,0000
1986	2,1546	0,0220	0,0240	0,0000	0,0472	-0,0515	-0,0043	-0,0031
1987	2,1949	0,0300	0,0380	0,0000	0,0645	-0,0817	-0,0172	-0,0126
1988	2,2154	0,0340	0,0360	0,0000	0,0739	-0,0783	-0,0044	-0,0064
1989	2,1056	0,0380	0,0220	0,0002	0,0838	-0,0485	0,0354	0,0354
1990	2,1546	0,0390	0,0460	0,0004	0,0843	-0,0994	-0,0147	-0,0155
1991	2,1949	0,0360	0,0400	-0,0001	0,0767	-0,0852	-0,0086	-0,0126
1992	2,1646	0,0240	0,0210	0,0001	0,0522	-0,0457	0,0066	0,0096
1993	2,1447	0,0240	0,0220	0,0000	0,0523	-0,0480	0,0043	0,0063
1994	2,0864	0,0210	0,0090	-0,0001	0,0452	-0,0194	0,0257	0,0189
1995	2,0488	0,0220	0,0160	-0,0002	0,0465	-0,0338	0,0125	0,0123
1996	1,9674	0,0190	0,0080	-0,0002	0,0393	-0,0165	0,0225	0,0274
1997	1,9155	0,0200	0,0110	-0,0004	0,0402	-0,0221	0,0177	0,0178
1998	1,9674	0,0130	0,0230	0,0003	0,0252	-0,0447	-0,0192	-0,0175
1999	1,9674	0,0150	0,0170	-0,0001	0,0291	-0,0330	-0,0039	0,0000
2000	1,9155	0,0210	0,0110	0,0000	0,0413	-0,0216	0,0197	0,0178

¹⁴Coût salarial moyen par unité de l'excédent brut d'exploitation dégagé par une unité de travail.

¹⁵Taux d'inflation.

¹⁶Taux de croissance du coût salarial unitaire.

¹⁷Contribution absolue de A_{t-1} à $A_{t-1}(B_t - C_t)$.

¹⁸Contribution absolue de B_t à $A_{t-1}(B_t - C_t)$.

¹⁹Contribution absolue de C_t à $A_{t-1}(B_t - C_t)$.

²⁰Taux de croissance du taux de marge estimé = $A_{t-1}(B_t - C_t) = \mathcal{C}^A + \mathcal{C}^B + \mathcal{C}^C$.

²¹Taux de croissance du taux de marge observé : $\frac{T X M_t - T X M_{t-1}}{T X M_t}$, où $T X M_t = 1 - \frac{s_t}{p_t P M R T_t}$.

²²Il est aisé de vérifier la qualité de l'ajustement du graphique du taux de croissance du taux de marge calculé $A_{t-1}(B_t - C_t)$ au graphique du taux de croissance du taux de marge observé $TCTXM_t$.

Tableau A2 : *Allemagne*

Composantes → Années ↓	A_t	B_t	C_t	\mathcal{C}^A	\mathcal{C}^B	\mathcal{C}^C	$A_{t-1}(B_t - C_t)$	$TCTXM_t$
1961	2,5842	0,0470	0,0700					
1962	2,6364	0,0390	0,0480					
1963	2,6496	0,0310	0,0350	-0,0001	0,0809	-0,0914	-0,0105	-0,0036
1964	2,4965	0,0300	0,0160	0,0001	0,0793	-0,0423	0,0371	0,0438
1965	2,5211	0,0370	0,0470	0,0008	0,0952	-0,1209	-0,0250	-0,0070
1966	2,5971	0,0340	0,0450	-0,0001	0,0853	-0,1129	-0,0277	-0,0211
1967	2,5088	0,0160	0,0030	0,0005	0,0409	-0,0077	0,0338	0,0252
1968	2,3333	0,0230	0,0130	-0,0004	0,0587	-0,0332	0,0251	0,0526
1969	2,3898	0,0420	0,0370	-0,0004	0,1017	-0,0896	0,0117	-0,0167
1970	2,5842	0,0770	0,1230	-0,0013	0,1818	-0,2905	-0,1099	-0,0542
1971	2,6630	0,0770	0,0880	-0,0011	0,1915	-0,2189	-0,0284	-0,0215
1972	2,6765	0,0530	0,0580	-0,0002	0,1391	-0,1522	-0,0133	-0,0037
1973	2,7879	0,0640	0,0830	-0,0001	0,1709	-0,2216	-0,0509	-0,0294
1974	3,0323	0,0710	0,1000	-0,0016	0,1940	-0,2732	-0,0808	-0,0606
1975	3,0000	0,0570	0,0550	0,0002	0,1659	-0,1601	0,0061	0,0081
1976	2,7879	0,0360	0,0180	-0,0003	0,1086	-0,0543	0,0540	0,0560
1977	2,8023	0,0370	0,0390	0,0002	0,1071	-0,1129	-0,0056	-0,0038
1978	2,7037	0,0430	0,0330	0,0001	0,1202	-0,0922	0,0280	0,0266
1979	2,6630	0,0380	0,0330	-0,0002	0,1046	-0,0908	0,0135	0,0111
1980	2,9216	0,0500	0,0740	0,0005	0,1342	-0,1986	-0,0639	-0,0659
1981	2,9683	0,0420	0,0460	-0,0005	0,1173	-0,1284	-0,0117	-0,0118
1982	2,8911	0,0440	0,0390	0,0001	0,1296	-0,1149	0,0148	0,0198
1983	2,6101	0,0320	0,0040	-0,0011	0,0937	-0,0117	0,0809	0,0778
1984	2,4843	0,0210	0,0080	-0,0018	0,0578	-0,0220	0,0339	0,0361
1985	2,4130	0,0210	0,0160	-0,0003	0,0535	-0,0408	0,0124	0,0209
1986	2,3333	0,0320	0,0270	-0,0002	0,0784	-0,0661	0,0121	0,0239
1987	2,3784	0,0190	0,0250	0,0002	0,0451	-0,0593	-0,0140	-0,0133
1988	2,2573	0,0150	0,0010	0,0003	0,0353	-0,0024	0,0333	0,0372
1989	2,1746	0,0240	0,0080	-0,0010	0,0556	-0,0185	0,0361	0,0261
1990	2,0960	0,0320	0,0200	-0,0005	0,0709	-0,0443	0,0261	0,0254
1991	2,1746	0,0390	0,0340	-0,0002	0,0833	-0,0726	0,0105	-0,0248
1992	2,2895	0,0500	0,0670	-0,0007	0,1068	-0,1431	-0,0370	-0,0349
1993	2,3223	0,0370	0,0380	-0,0001	0,0826	-0,0848	-0,0023	-0,0099
1994	2,1949	0,0250	0,0050	0,0003	0,0576	-0,0115	0,0464	0,0399
1995	2,1646	0,0200	0,0210	0,0001	0,0452	-0,0474	-0,0022	0,0096
1996	2,1153	0,0100	0,0020	-0,0001	0,0218	-0,0044	0,0173	0,0158
1997	2,0211	0,0080	-0,0080	-0,0004	0,0171	0,0171	0,0338	0,0312
1998	1,9586	0,0110	0,0000	-0,0005	0,0228	0,0000	0,0222	0,0211
1999	1,9851	0,0090	0,0060	-0,0001	0,0179	-0,0119	0,0059	-0,0089
2000	1,9762	-0,0040	-0,0020	0,0000	-0,0079	0,0039	-0,0040	0,0030

Tableau A3 : Royaume-Uni

Composantes → Années ↓	A_t	B_t	C_t	C^A	C^B	C^C	$A_{t-1}(B_t - C_t)$	$TCTXM_t$
1961	2,7175	0,0320	0,0540					
1962	2,8023	0,0350	0,0410					
1963	2,6101	0,0210	0,0040	0,0007	0,0580	-0,0110	0,0476	0,0532
1964	2,5587	0,0360	0,0270	-0,0009	0,0974	-0,0731	0,0235	0,0144
1965	2,6101	0,0500	0,0520	0,0001	0,1292	-0,1344	-0,0051	-0,0142
1966	2,7175	0,0440	0,0510	-0,0002	0,1137	-0,1318	-0,0183	-0,0289
1967	2,6765	0,0300	0,0240	0,0003	0,0799	-0,0639	0,0163	0,0112
1968	2,6232	0,0410	0,0300	-0,0002	0,1106	-0,0809	0,0294	0,0147
1969	2,7313	0,0550	0,0520	-0,0001	0,1457	-0,1378	0,0079	-0,0290
1970	2,9683	0,0740	0,1010	-0,0015	0,1981	-0,2704	-0,0737	-0,0597
1971	2,7037	0,0930	0,0840	0,0011	0,2650	-0,2394	0,0267	0,0714
1972	2,6765	0,0810	0,0930	0,0016	0,2297	-0,2637	-0,0324	0,0074
1973	2,5971	0,0720	0,0780	0,0001	0,1937	-0,2098	-0,0161	0,0221
1974	2,9841	0,1500	0,2100	0,0024	0,3955	-0,5537	-0,1558	-0,0971
1975	3,4643	0,2710	0,3180	-0,0091	0,7563	-0,8874	-0,1403	-0,1076
1976	3,0000	0,1520	0,1110	0,0098	0,4901	-0,3579	0,1420	0,1161
1977	2,5971	0,1380	0,0840	-0,0125	0,4460	-0,2715	0,1620	0,1120
1978	2,5336	0,1160	0,1100	-0,0012	0,3246	-0,3078	0,0156	0,0180
1979	2,6364	0,1450	0,1400	-0,0002	0,3720	-0,3591	0,0127	-0,0283
1980	2,9370	0,1940	0,2180	-0,0012	0,5015	-0,5635	-0,0633	-0,0764
1981	3,0161	0,1130	0,1140	-0,0002	0,3149	-0,3177	-0,0029	-0,0197
1982	2,7594	0,0740	0,0480	0,0010	0,2203	-0,1429	0,0784	0,0683
1983	2,5461	0,0530	0,0360	-0,0022	0,1530	-0,1040	0,0469	0,0602
1984	2,6101	0,0460	0,0550	0,0010	0,1220	-0,1459	-0,0229	-0,0177
1985	2,5336	0,0560	0,0500	0,0002	0,1444	-0,1289	0,0157	0,0217
1986	2,6630	0,0310	0,0370	0,0002	0,0797	-0,0952	-0,0152	-0,0353
1987	2,6232	0,0520	0,0490	0,0002	0,1351	-0,1273	0,0080	0,0110
1988	2,6900	0,0600	0,0670	0,0001	0,1586	-0,1771	-0,0184	-0,0181
1989	2,8911	0,0750	0,0990	-0,0008	0,1992	-0,2630	-0,0646	-0,0517
1990	3,0816	0,0770	0,0950	-0,0018	0,2149	-0,2651	-0,0520	-0,0467
1991	3,2735	0,0670	0,0740	-0,0007	0,2001	-0,2210	-0,0216	-0,0449
1992	3,0816	0,0400	0,0280	0,0012	0,1271	-0,0890	0,0393	0,0470
1993	2,8168	0,0270	0,0060	-0,0020	0,0858	-0,0191	0,0647	0,0694
1994	2,6496	0,0150	-0,0020	-0,0023	0,0442	0,0059	0,0479	0,0458
1995	2,5842	0,0250	0,0140	-0,0009	0,0683	-0,0383	0,0291	0,0182
1996	2,4843	0,0330	0,0230	-0,0003	0,0864	-0,0602	0,0258	0,0287
1997	2,5088	0,0290	0,0290	0,0000	0,0735	-0,0735	0,0000	-0,0070
1998	2,5714	0,0300	0,0370	-0,0001	0,0749	-0,0924	-0,0176	-0,0175
1999	2,7594	0,0230	0,0400	-0,0005	0,0584	-0,1016	-0,0437	-0,0500
2000	2,8168	0,0180	0,0210	-0,0003	0,0480	-0,0560	-0,0083	-0,0150

Tableau A4 : *France*

Composantes → Années ↓	A_t	B_t	C_t	C^A	C^B	C^C	$A_{t-1}(B_t - C_t)$	$TCTXM_t$
1961	2,9841	0,0270	0,0520					
1962	3,0000	0,0520	0,0510					
1963	3,0816	0,0660	0,0710	0,0000	0,1975	-0,2124	-0,0150	-0,0200
1964	3,0650	0,0410	0,0380	0,0001	0,1247	-0,1156	0,0092	0,0041
1965	2,9370	0,0300	0,0210	-0,0001	0,0922	-0,0645	0,0276	0,0325
1966	2,7879	0,0300	0,0160	-0,0009	0,0900	-0,0480	0,0411	0,0394
1967	2,6765	0,0320	0,0260	-0,0004	0,0916	-0,0744	0,0167	0,0303
1968	2,8462	0,0400	0,0730	0,0018	0,1093	-0,1994	-0,0883	-0,0441
1969	2,7453	0,0690	0,0550	0,0012	0,1905	-0,1519	0,0398	0,0269
1970	2,7175	0,0550	0,0620	0,0004	0,1538	-0,1733	-0,0192	0,0075
1971	2,7313	0,0630	0,0700	0,0001	0,1721	-0,1912	-0,0190	-0,0037
1972	2,6496	0,0700	0,0630	0,0000	0,1907	-0,1716	0,0191	0,0224
1973	2,5842	0,0850	0,0840	0,0000	0,2287	-0,2260	0,0026	0,0182
1974	2,8462	0,1180	0,1560	0,0012	0,3088	-0,4082	-0,0982	-0,0681
1975	3,3668	0,1300	0,1810	-0,0067	0,3530	-0,4914	-0,1452	-0,1192
1976	3,4248	0,1110	0,1140	-0,0008	0,3448	-0,3541	-0,0101	-0,0131
1977	3,3290	0,0930	0,0980	-0,0001	0,3158	-0,3328	-0,0171	0,0221
1978	3,2735	0,1010	0,0960	-0,0002	0,3411	-0,3242	0,0166	0,0130
1979	3,3478	0,1000	0,0990	0,0000	0,3301	-0,3268	0,0033	-0,0171
1980	3,4843	0,1110	0,1290	-0,0007	0,3675	-0,4271	-0,0603	-0,0304
1981	3,6083	0,1100	0,1220	-0,0008	0,3758	-0,4168	-0,0418	-0,0269
1982	3,6296	0,1150	0,1170	-0,0001	0,4078	-0,4149	-0,0072	-0,0046
1983	3,4843	0,0900	0,0830	0,0001	0,3257	-0,3004	0,0254	0,0324
1984	3,2735	0,0700	0,0540	-0,0012	0,2490	-0,1921	0,0557	0,0493
1985	3,1667	0,0540	0,0450	-0,0009	0,1825	-0,1521	0,0295	0,0256
1986	2,7879	0,0510	0,0220	-0,0015	0,1642	-0,0708	0,0918	0,1000
1987	2,6630	0,0290	0,0140	-0,0028	0,0863	-0,0417	0,0418	0,0341
1988	2,4843	0,0300	0,0070	-0,0014	0,0818	-0,0191	0,0612	0,0513
1989	2,3445	0,0310	0,0160	-0,0013	0,0798	-0,0412	0,0373	0,0418
1990	2,3784	0,0290	0,0340	0,0003	0,0700	-0,0821	-0,0117	-0,0100
1991	2,3670	0,0300	0,0310	0,0000	0,0708	-0,0732	-0,0024	0,0034
1992	2,3445	0,0200	0,0210	0,0000	0,0475	-0,0498	-0,0024	0,0067
1993	2,3445	0,0230	0,0220	0,0000	0,0542	-0,0518	0,0023	0,0000
1994	2,2573	0,0170	-0,0030	0,0000	0,0399	0,0070	0,0469	0,0268
1995	2,2573	0,0170	0,0140	-0,0001	0,0391	-0,0322	0,0068	0,0000
1996	2,3003	0,0140	0,0140	0,0000	0,0316	-0,0316	0,0000	-0,0130
1997	2,2468	0,0130	0,0070	0,0001	0,0296	-0,0160	0,0138	0,0165
1998	2,2258	0,0090	0,0050	-0,0001	0,0205	-0,0114	0,0090	0,0065
1999	2,2573	0,0040	0,0090	0,0001	0,0089	-0,0201	-0,0111	-0,0097
2000	2,2258	0,0050	0,0040	0,0000	0,0112	-0,0090	0,0023	0,0098

Tableau A5 : *Italie*

Composantes → Années ↓	A_t	B_t	C_t	C^A	C^B	C^C	$A_{t-1}(B_t - C_t)$	$TCTXM_t$
1961	2,9841	0,0280	0,0020					
1962	2,9370	0,0580	0,0610					
1963	3,2735	0,0850	0,1240	0,0009	0,2516	-0,3671	-0,1145	-0,0787
1964	3,4643	0,0650	0,0830	-0,0030	0,2018	-0,2577	-0,0589	-0,0427
1965	3,2735	0,0420	0,0310	0,0010	0,1415	-0,1044	0,0381	0,0446
1966	3,0000	0,0220	0,0030	-0,0018	0,0741	-0,0101	0,0622	0,0684
1967	3,0000	0,0280	0,0240	-0,0005	0,0878	-0,0753	0,0120	0,0000
1968	2,8168	0,0170	0,0090	0,0000	0,0510	-0,0270	0,0240	0,0480
1969	2,5714	0,0410	0,0200	-0,0019	0,1192	-0,0582	0,0592	0,0687
1970	2,8314	0,0690	0,1020	0,0040	0,1859	-0,2748	-0,0849	-0,0679
1971	3,2735	0,0690	0,1170	-0,0062	0,1864	-0,3161	-0,1359	-0,1034
1972	3,2553	0,0600	0,0690	-0,0020	0,1831	-0,2106	-0,0295	0,0043
1973	3,1667	0,1300	0,1320	0,0000	0,4244	-0,4309	-0,0065	0,0213
1974	3,0486	0,2010	0,1970	-0,0002	0,6454	-0,6326	0,0127	0,0292
1975	3,5455	0,1650	0,2320	0,0040	0,5128	-0,7210	-0,2043	-0,1093
1976	3,3668	0,1790	0,1620	0,0042	0,5902	-0,5341	0,0603	0,0409
1977	3,4843	0,1870	0,1930	0,0005	0,6463	-0,6670	-0,0202	-0,0262
1978	3,3668	0,1350	0,1330	0,0001	0,4625	-0,4556	0,0070	0,0269
1979	3,1667	0,1590	0,1590	0,0000	0,5447	-0,5447	0,0000	0,0480
1980	3,0650	0,2140	0,2020	-0,0012	0,6991	-0,6599	0,0380	0,0250
1981	3,2918	0,1900	0,2170	0,0014	0,5920	-0,6761	-0,0828	-0,0528
1982	3,2194	0,1720	0,1600	0,0014	0,5467	-0,5086	0,0395	0,0172
1983	3,3290	0,1510	0,1520	0,0000	0,4916	-0,4949	-0,0032	-0,0253
1984	3,0323	0,1150	0,0930	0,0012	0,3765	-0,3045	0,0732	0,0736
1985	2,9063	0,0890	0,0790	-0,0015	0,2831	-0,2513	0,0303	0,0323
1986	2,6900	0,0790	0,0580	-0,0013	0,2346	-0,1722	0,0610	0,0586
1987	2,6765	0,0620	0,0540	-0,0009	0,1735	-0,1511	0,0215	0,0037
1988	2,6364	0,0680	0,0530	-0,0001	0,1825	-0,1422	0,0401	0,0110
1989	2,5842	0,0650	0,0600	-0,0001	0,1727	-0,1594	0,0132	0,0145
1990	2,7736	0,0820	0,0940	0,0003	0,2140	-0,2454	-0,0310	-0,0502
1991	2,8760	0,0760	0,0820	-0,0006	0,2036	-0,2197	-0,0166	-0,0264
1992	2,8760	0,0450	0,0440	0,0001	0,1271	-0,1243	0,0029	0,0000
1993	2,7736	0,0390	0,0240	0,0000	0,1122	-0,0690	0,0431	0,0271
1994	2,4602	0,0350	-0,0020	-0,0019	0,0989	0,0056	0,1026	0,0906
1995	2,2154	0,0500	0,0130	-0,0058	0,1308	-0,0340	0,0910	0,0761
1996	2,1847	0,0530	0,0530	0,0000	0,1239	-0,1239	0,0000	0,0096
1997	2,2362	0,0240	0,0240	0,0000	0,0528	-0,0528	0,0000	-0,0159
1998	2,1250	0,0270	-0,0230	0,0013	0,0597	0,0508	0,1118	0,0356
1999	2,1153	0,0160	0,0160	0,0000	0,0349	-0,0349	0,0000	0,0031
2000	2,0675	0,0220	0,0150	0,0000	0,0466	-0,0318	0,0148	0,0156

Tableau A6 : Luxembourg

Composantes → Années ↓	A_t	B_t	C_t	C^A	C^B	C^C	$A_{t-1}(B_t - C_t)$	$TCTXM_t$
1961	1,4155	-0,0370	0,0020					
1962	1,3866	0,0390	0,0370					
1963	1,4096	0,0310	0,0420	0,0002	0,0434	-0,0588	-0,0153	-0,0095
1964	1,4155	0,0580	0,0730	-0,0002	0,0811	-0,1021	-0,0211	-0,0024
1965	1,4450	0,0280	0,0320	0	0,0396	-0,0452	-0,0057	-0,0121
1966	1,4450	0,0390	0,0440	-0,0001	0,0558	-0,0629	-0,0072	0
1967	1,4876	0,0040	0,0150	0	0,0058	-0,0217	-0,0159	-0,0171
1968	1,3585	0,0500	0,0130	0,0008	0,0733	-0,0191	0,055	0,05473
1969	1,1459	0,0530	-0,0290	-0,0053	0,0754	0,0413	0,1114	0,09906
1970	1,1692	0,1510	0,1540	0,0003	0,1891	-0,1928	-0,0034	-0,0107
1971	1,4691	-0,0080	0,0830	-0,0011	-0,0093	-0,0961	-0,1064	-0,1215
1972	1,4938	0,0580	0,0590	-0,0001	0,0765	-0,0778	-0,0015	-0,0099
1973	1,2624	0,1220	0,0510	0,0009	0,1807	-0,0756	0,1061	0,1022
1974	1,3310	0,1700	0,2150	0,0052	0,2343	-0,2963	-0,0568	-0,0294
1975	2,4722	-0,0090	0,2010	-0,0072	-0,0117	-0,2606	-0,2795	-0,3287
1976	2,1250	0,1220	0,0840	0,0217	0,232	-0,1597	0,0939	0,1111
1977	2,6630	0,0120	0,0830	0,0123	0,0276	-0,1908	-0,1509	-0,1469
1978	2,3784	0,0510	0,0120	0,0105	0,1221	-0,0287	0,1039	0,0842
1979	2,2468	0,0640	0,0490	-0,0021	0,1613	-0,1235	0,0357	0,0405
1980	2,4247	0,0790	0,0910	0,0008	0,1827	-0,2104	-0,027	-0,0519
1981	2,5211	0,0720	0,0920	-0,0018	0,1682	-0,2149	-0,0485	-0,0274
1982	2,1949	0,1080	0,0550	0,0026	0,2671	-0,136	0,1336	0,1021
1983	2,1056	0,0680	0,0360	-0,0052	0,1603	-0,0849	0,0702	0,0287
1984	1,9762	0,0440	0,0150	-0,0013	0,0946	-0,0323	0,0611	0,0435
1985	1,9674	0,0300	0,0230	-0,0005	0,0612	-0,0469	0,0138	0,0030
1986	1,8169	0,0280	0,0060	-0,0001	0,0552	-0,0118	0,0433	0,0534
1987	2,0030	0,0090	0,0440	0,0026	0,017	-0,0833	-0,0636	-0,0620
1988	1,7778	0,0070	-0,0380	0,0042	0,0134	0,0726	0,0901	0,0811
1989	1,7174	0,0350	0,0160	-0,0021	0,0662	-0,0302	0,0338	0,0222
1990	1,9070	0,0340	0,0710	0,0011	0,0594	-0,1241	-0,0635	-0,0652
1991	2,0864	0,0150	0,0450	-0,0028	0,0272	-0,0815	-0,0572	-0,0581
1992	2,0488	0,0430	0,0340	0,0008	0,0859	-0,0679	0,0188	0,0123
1993	1,9762	0,0070	-0,0140	-0,0004	0,0145	0,0289	0,043	0,0243
1994	1,8169	0,0530	0,0240	-0,0011	0,1067	-0,0483	0,0573	0,0565
1995	1,8736	0,0070	0,0100	0,0002	0,0133	-0,019	-0,0055	-0,0197
1996	1,8818	0,0170	0,0210	-0,0001	0,0314	-0,0387	-0,0075	-0,0029
1997	1,7027	0,0330	-0,0090	0,0002	0,062	0,0169	0,079	0,0663
1998	1,6455	0,0150	0,0030	-0,0011	0,0269	-0,0054	0,0204	0,0216
1999	1,7624	0,0230	0,0070	-0,0005	0,0385	-0,0117	0,0263	-0,0423
2000	1,7100	0,0410	0,0230	0,0011	0,0699	-0,0392	0,0317	0,0193



IRISS Working Papers

The IRISS Working Paper Series has been created in 1999 to ensure a timely dissemination of the research outcome from the IRISS-C/I programme. They are meant to stimulate discussion and feedback. The working papers are contributed by CEPS/INSTEAD resident staff, research associates and visiting researchers.

The fifteen most recent papers

Voicu B., Voicu M. & Strapkova K., 'Engendered housework. A cross-european analysis', IRISS WP 2007-07, May 2007.

Kankarash M. & Moors G., 'Heterogeneity in solidarity attitudes in Europe. Insights from a multiple-group latent-class factor approach', IRISS WP 2007-06, April 2007.

Valentova M., 'Attitudes to Family Policy Arrangements in Relation to Attitudes to Family and division of Labour between Genders', IRISS WP 2007-05, May 2007.

Valentova M., Krizova I. & Katrnak T., 'Occupational Gender Segregation in the light of the Segregation in Education: A Cross-National Comparison', IRISS WP 2007-04, April 2007.

Mussard S. & Terraza M., 'Décompositions des mesures d'inégalité : le cas des coefficients de Gini et d'entropie', IRISS WP 2007-03, April 2007.

Mussard S., 'Between-Group Pigou-Dalton Transfers', IRISS WP 2007-02, March 2007.

Van Kerm P., 'Extreme incomes and the estimation of poverty and inequality indicators from EU-SILC', IRISS WP 2007-01, February 2007.

Fusco A., 'Les mesures monétaires et directes de la pauvreté sont-elles substituables ? Investigations sur base de la courbe du ROC', IRISS WP 2006-13, December 2006.

Sirovatka T. & Valentova M., 'The Legitimacy of Redistribution: the Czech Republic in International Comparison', IRISS WP 2006-12, November 2006.

Voicu M., Voicu B. & Strapkova K., 'Housework and gender inequality across Europe', IRISS WP 2006-11, November 2006.

Makdissi P. & Mussard S., 'Between-Group Transfers and Poverty-Reducing Tax Reforms', IRISS WP 2006-10, October 2006.

Makdissi P. & Mussard S., 'Decomposition of s-Concentration Curves', IRISS WP 2006-09, October 2006.

Mussard S. & Philippe B., 'Okun's Law, Creation of Money and the Decomposition of the Rate of Unemployment', IRISS WP 2006-08, October 2006.

Williams D., 'The Economic Returns to Multiple Language Usage in Western Europe', IRISS WP 2006-07, October 2006.

Chiappero-Martinetti E. & Civardi M., 'Measuring poverty within and between population subgroups', IRISS WP 2006-06, October 2006.

Electronic versions

Electronic versions of all IRISS Working Papers are available for download at
<http://www.ceps.lu/iriss/wps.cfm>



IRISS-C/I is a visiting researchers programme at CEPS/INSTEAD, a socio-economic policy and research centre based in Luxembourg. It finances and organises short visits of researchers willing to undertake empirical research in economics and other social sciences using the archive of micro-data available at the Centre.

What is offered?

In 1998, CEPS/INSTEAD has been identified by the European Commission as one of the few *Large Scale Facilities* in the social sciences, and, since then, offers researchers (both junior and senior) the opportunity to spend time carrying out their own research using the local research facilities. This programme is currently sponsored by the European Community's 6th Framework Programme. Grants cover travel expenses and on-site accommodation. The expected duration of visits is in the range of 2 to 12 weeks.

Topics

The major resource offered to visitors is access to a series of internationally comparable longitudinal surveys on living conditions at the household and individual level. The anonymised micro-data provide information on wages and income, health, education, employment and professional activities, accommodation, social relations,... Comparable micro-data are available for EU countries, Central European countries, as well as the USA. These data offer opportunities to carry out research in fields such as *survey and panel data methodology, income distribution and welfare, income and poverty dynamics, multi-dimensional indicators of poverty and deprivation, gender, ethnic and social inequality, unemployment and labour supply behaviour, education and training, social protection and redistributive policies, fertility and family structures, new information technologies in households and firms, ...*

Who may apply?

All individuals (doctoral students as well as experienced academics) conducting research in an institution within the EU-25 or an FP6 Associated State. IRISS-C/I can be meeting place for groups of researchers working on a joint project. We therefore encourage joint proposals by two or more researchers.

For more detailed information and application form, please consult our website: <http://www.ceps.lu/iriss> or contact us at

IRISS-C/I, CEPS/INSTEAD
BP 48, L-4501 Differdange, G.-D. Luxembourg
Tel: +352 585855 610; Fax: +352 585588
E-mail: iriss@ceps.lu